Journal of Water Resources Research 水资源研究, 2024, 13(1)
Published Online February 2024 in Hans. https://www.hanspub.org/journal/jwrr

白鹤滩水库运行期非一致性设计洪水估算

杨媛婷，郭生练*，谢雨祚，钟斯睿

武汉大学水资源工程与调度全国重点实验室，湖北 武汉

收稿日期：2023年12月27日；录用日期：2024年1月25日；发布日期：2024年2月5日

摘 要

水库建设运行改变了下游河流的水文情势，导致水文资料系列无法满足洪水频率分析的一致性假定要求。本文基于GAMLSS模型构，建以水库系数作为协变量的时变P-III型分布模型，分别采用极大似然法和Q-Q图适线法，估计时变P-III型分布模型参数，推求白鹤滩水库运行期设计洪水。结果表明：Q-Q图适线法的拟合效果要优于极大似然法，与原设计值相比白鹤滩水库运行期1000年一遇设计洪峰，3 d、7 d、15 d和30 d洪量，分别削减了26.2%、25.1%、23.8%、22.7%和24.4%。

关键词

设计洪水，非一致性，时变矩法，水库系数，白鹤滩水库

Non-Stationary Design Flood Estimation in the Baihetan Reservoir Operation Period

Yuanting Yang, Shenglian Guo*, Yuzuo Xie, Sirui Zhong

State Key Laboratory of Water Resources Engineering and Management, Wuhan University, Wuhan Hubei

Received: Dec. 27th, 2023; accepted: Jan. 25th, 2024; published: Feb. 5th, 2024

Abstract

The construction and operation of the reservoir changed the hydrological regime of the downstream river, resulting in the hydrological data series unable to meet the requirements of the consistency assumption of flood frequency analysis. Based on the GAMLSS model, this paper built a time-varying P-III distribution model with reservoir coefficient as a covariable. Maximum likelihood method and Q-Q diagram fitting line method were used respectively to estimate the parameters of the time-varying P-III distribution model. The design flood of Baihetan reservoir during operation is deduced. The results show

作者简介：杨媛婷(2000-)，女，硕士研究生，主要从事水文水资源的研究，Email: yangyting@whu.edu.cn
*通讯作者 Email: slguo@whu.edu.cn

that the fitting effect of Q-Q map fitting line method is better than that of maximum likelihood method. Compared with the original design value, the design flood peak, 3 d, 7 d, 15 d and 30 d of Baihetan Reservoir during the operation period of 1000 years are reduced by 26.2%, 25.1%, 23.8%, 22.7% and 24.4%, respectively.

Keywords

Design Flood, Non-Stationary, Time-Varying Moment, Reservoir Index, Baihetan Reservoir

Copyright © 2024 by author(s) and Wuhan University.
This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).
http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/
Open Access

1. 引言

设计洪水对水库的运行管理的重要依据，传统的洪水频率分析方法假设洪水序列数据是独立且同分布的，认为洪水样本没有变化趋势和突变，即满足一致性要求[1]。我国《水利水电工程设计洪水计算规范：SL44-2006》[2] (简称《规范》)推荐的考虑历史洪水资料的 P-III 型适线法，然而该方法不能体现统计参数随时间变化的特征。为确保大坝安全，初设洪水常从偏安全的角度考虑取值，但在水库的运行管理过程中，其主要任务为在防洪风险可控的前提下充分发挥水库效益。而受到上游水库的调蓄影响，河流水文情势与天然条件相比发生了显著变化。水库建设期设计洪水多由还原后的洪水资料序列进行频率分析计算得出，与水库实际运行情况有较大差距，计算运行期设计洪水可对水库建成后的运行调度提供参考，推算出利于充分发挥水库效益的汛期控制水位。

计算运行期设计洪水的主要途径有洪水地区组成法和非一致性洪水频率分析[3]，洪水地区组成法概念清晰、计算简便，常采用同频率组成法和最可能组成法进行分析计算，陈甜[4]等采用同频率法分析了小南海水电站受上游梯级水库群影响的设计洪水成果，结果表明上游水库群调蓄对小南海水电站设计洪水的影响明显。黄一昕[5]等通过理论推导分析了同频率地区组成法中“上下同频、区间相应”的区间相应频率与设计频率的大小关系。刘章君[6]等利用 Copula 函数建立分区洪水的联合分布，推导出最可能地区组成法的计算通式。熊丰[7]等基于 t-Copula 函数构建金沙江下游梯级水库分区洪水的联合分布，通过蒙特卡罗法和遗传算法推求金下梯级水库运行期设计洪水，结果表明受上游水库调蓄影响，向家坝水库运行期 1000 年一遇设计洪峰、3 d、7 d 洪量削减率超 30%。非一致性条件下的洪水频率分析主要有两种途径：① 重构水文资料系列，通过还原/还现方法使水文资料满足一致性假设，但在实际工作中，还原/还现法存在计算精度不可靠的问题，且无法反映不同时期环境变化状态[8]。② 根据水文系列建立非一致性频率分析模型，例如基于混合分布[9]、条件概率分布[10]、时变矩方法[11] [12] [13]构建非一致性分析模型，其中，利用时变矩法进行水文系列非一致性分析在我国已有较好的应用[14] [15] [16] [17] [18]。

白鹤滩水库建设规模为仅次于三峡水库的世界第二大水电站，年平均发电量达 624.43 亿 kW·h，但在白鹤滩水库初设洪水没有考虑上游水库的调蓄入库洪水的影响，未能充分发挥白鹤滩水库的综合效益。在前述两种运行期设计洪水计算方法中，洪水地区组成法可考虑上游梯级水库的防洪调度规则，演算得到不同调度方案下的洪水过程，对比不同地区组成方案，得到水库运行期设计洪水。由时变矩法得到的时变 P-III 型分布模型，可引入协变量用于体现 P-III 型分布参数随时间变化的特征，同时可考虑历史洪水信息，使所得运行期设计洪水更为安全可靠。本文将基于 GAMLSS 模型，构建以水库系数作为协变量的时变 P-III 型分布模型，分别采用极大似然法和 Q-Q 图适线法，估计时变 P-III 型分布模型参数，分析比较两种估计方法的优劣，推求白鹤滩水库运行期设计洪水，为白鹤滩水库的优化调度提供理论依据和技术参考。

2. 水库运行期非一致性设计洪水分析方法

2.1. 洪水经验频率

白鹤滩水库洪水资料系列由历史洪水和实测洪水组成不连续系列，不同洪水系列采用不同经验频率公式计算，特大洪水系列经验频率公式采用：

$$P_{\mathrm{M}}=\frac{M}{N+1}\qquad M=1,2,\cdots,a \tag{1}$$

实测系列经验频率公式采用：

$$P_{\mathrm{m}}=\frac{a}{N+1}+\left(1-\frac{a}{N+1}\right)\frac{m-l}{n-l+1}\qquad m=l+1,l+2,\cdots,n \tag{2}$$

式中：M 为特大洪水由大到小排列的序号；P_{M} 为特大洪水第 M 序号的经验频率；N 为自最远的调查考证年份至今的年数；a 为特大洪水个数(含实测中的特大洪水)；m 为实测系列由大到小排列的序号；P_{m} 为实测系列第 m 项的经验频率；n 为实测系列的年数；l 为实测系列中作特大值处理的个数。

2.2. 时变 P-III 型分布模型

Rigby 和 Stasinopoulos [19] [20]在 2005 年提出 GAMLSS (Generalized Additive Models for Location, Scale and Shape)模型，是基于位置、尺度、形状的半参数回归的广义可加模型。GAMLSS 模型在描述随机变量分布的统计参数和协变量的函数关系时，具有更高的灵活性，常用于处理水文领域中非一致性问题[21] [22] [23]。以三参数分布为例，假设 GAMLSS 模型 μ_t、σ_t 和 υ_t 分别为非一致性概率分布函数 $f\left(y_t\mid\theta_t\right)$ 的时变位置、尺度和形状参数，其中 y_t 为 t ($t=1,2,\cdots,T$)时刻的响应变量(洪水变量，即洪峰或洪量)Y_t 的样本点，每一个时变参数均以 i 个随时间 t 变化的协变量 $x_i=\left[x_{it}\mid t=1,\cdots,T\right]$ 构成的函数表示，得到应用最广泛的广义线性模型如下：

$$g_1\left(\mu_t\right)=\omega_{10}+\sum_{i=1}^{I}\omega_{1i}x_i\qquad g_2\left(\sigma_t\right)=\omega_{20}+\sum_{i=1}^{I}\omega_{2i}x_i\qquad g_3\left(\nu_t\right)=\omega_{30}+\sum_{i=1}^{I}\omega_{3i}x_i \tag{3}$$

式中：$\Omega=\left[\omega_{ki}\mid k=1,2,3;i=0,1,2,\cdots,I\right]$ 为广义线性模型的参数集合；I 为协变量总个数；$g_i\left(\cdot\right)$ 为时变分布参数的链接函数，可根据样本空间的范围限制选择恒等函数、自然对数函数 $\ln\left(\cdot\right)$ 或 logit 函数。

为考虑上游水库对下游年最大洪水系列的调蓄作用，引入水库系数 RI 用以量化水库对径流形势的影响

$$RI=\sum_{i=1}^{M}\left(\frac{A_i}{A_{\mathrm{T}}}\right)\cdot\left(\frac{C_i}{C_{\mathrm{T}}}\right) \tag{4}$$

式中：M 为研究断面以上的大型水库数量；A_i 和 C_i 分别为第 i 座水库的集水面积(km^2)和总库容(m^3)，$i=1,2,\cdots,M$；A_{T} 和 C_{T} 分别为研究断面集水面积(km^2)和多年平均径流总量(m^3)。

以水库系数 RI 为协变量，时变 P-III 型分布的概率密度函数表达式为：

$$f\left(y_t\mid RI;\Omega\right)=\frac{\beta_t^{\alpha_t}}{\Gamma\left(\alpha_t\right)}\left(y_t-a_{0t}\right)^{\alpha_t-1}\mathrm{e}^{-\beta_t\left(y_t-a_{0t}\right)} \tag{5}$$

式中：$\Gamma\left(\cdot\right)$ 为 Gamma 函数；a_{0t}、β_t 和 α_t 分别为时变 P-III 型分布的位置、尺度和形状参数，其中 $\beta_t>0$，$\alpha_t>0$。

梯级水库的调蓄作用对下游水文情势的影响，体现在对年最大洪水量级均值有较大的削减作用，而根据位置参数、尺度参数和样本总体均值的关系 $EY_t=\alpha_t\beta_t^{-1}+a_{0t}$ 可知，均值与位置参数和尺度参数的倒数成正比，则可将 a_{0t} 和 β_t^{-1} 表示为 RI 的函数。同时，形状参数 α_t 对 P-III 型频率曲线尾部形状的影响较敏感，而 P-III 型频率曲线尾部主要分布历史洪水点据，但在历史洪水数量较少、历史洪水所发生的年份水库上游没有受到梯级水库调蓄作用影响的情况下，存在难以判别 α_t 与 RI 是否有因果关系的问题，因此通常假设形状参数不随时间变化。

为了符合样本空间限制、便于参数估计，链接函数 $g_1(\cdot)$、$g_2(\cdot)$ 选择自然对数函数 $\ln(\cdot)$，$g_3(\cdot)$ 选择恒等函数。基于上述原因，结合 GAMLSS 模型的时变 P-III 型频率曲线的统计参数 a_{0t}、β_t 和 α_t、可分别构建广义线性模型为：

$$g_1(a_{0t}) = \ln(a_{0t}) = \omega_{10} + \omega_{11} \times RI \qquad g_2(\beta_t^{-1}) = \ln(\beta_t^{-1}) = \omega_{20} + \omega_{21} \times RI \qquad g_3(\alpha_t) = \alpha = \omega_{30} \tag{6}$$

式中：$\Omega = [\omega_{10}, \omega_{11}, \omega_{20}, \omega_{21}, \omega_{30}]$ 为时变 P-III 型分布中的广义线性模型参数。

2.3. 时变 P-III 型分布参数估计

1) Q-Q 图检验

Q-Q 图(Quantile-Quantile plot)是通过比较两个概率分布的分位数，来检验序列分布是否和假设分布一致，用于估计位置－尺度分布族(Location-scalefamily)参数。本文采用 Q-Q 图比较评价实测洪水经验频率和时变 P-III 型概率分布分位数的拟合效果，通过检验的具体表现为，若被检验序列与假设序列一致，则在 Q-Q 图呈现出绝大多数样本点落在 $Y = X$ 直线上。变量 Z_t 的累积概率等于其本身，因此变量 Z_t 的经验累积概率 $P\{Z_t \le \tilde{z}_t\}$ 可表示为：

$$\tilde{z}_t = sort(y_t), t = 1, 2, \cdots, n + a \tag{7}$$

式中：$sort(y_t)$ 为 y_t 系列在考虑历史洪水资料下的排序方式。

改变 Q-Q 图坐标轴尺度可使尾部频率间隔更加稀疏，能够满足在进行洪水频率时需侧重考虑极端事件是否与参考线较贴合的要求。由于 Gamma 分布与 P-III 型分布的特性近似，采用 Gamma 分布的逆累积分布函数作为坐标尺度，将式(8)所示长度为 $n + a$ 的不连序序列点绘坐标图中得到 Q-Q 图：

$$\left\{G^{-1}(\tilde{z}_t \mid \alpha, \beta), G^{-1}(z_t \mid \alpha, \beta); t = 1, 2, \cdots, n + a\right\} \tag{8}$$

式中：$G^{-1}(z_t \mid \alpha, \beta)$ 为分布函数值等于 Z_t 时 Gamma 分布的逆累积分布函数；α、β 分别为 Gamma 分布的形状、尺度参数。

为了使 Gamma 分布保持密度曲线呈铃形且右偏的性质、能侧重考虑历史洪水点据的拟合，其形状参数 α 与尺度参数 β 与水库初设设计洪水成果中 P-III 型频率曲线的形状、尺度参数一致。

2) Q-Q 图适线法

《规范》[2]推荐采用 P-III 型曲线拟合洪水频率样本点，并用适线法估计设计洪水。然而在非一致条件下，适线法不能体现参数的时变特征，虽然时变 P-III 型的参数随时间改变而有所变化(如式(5)、式(6)所示)，但时变 P-III 型分布的概率密度函数的累积分布函数 $F(y_t \mid RI; \Omega)$ 会随 y_t 增大而单调递增，令 $Z_t = F_{Y_t}$ 为在(0,1)内取值的随机变量，则有：

$$\begin{cases} F_{Z_t}(z_t) = 0 & z_t \le 0 \\ F_{Z_t}(z_t) = P\left(F(y_t \mid RI; \Omega) \le z_t\right) = P\left(y_t \le F^{-1}(z_t \mid RI; \Omega)\right) & \\ \qquad\qquad = F\left(F^{-1}(z_t \mid RI; \Omega)\right) = z_t & 0 < z_t < 1 \\ F_{Z_t}(z_t) = 1 & z_t \ge 1 \end{cases} \tag{9}$$

由式(9)得出的 $F(y_t \mid RI; \Omega) \sim U(0,1)$，与原经验频率公式得到样本点分位数的取值范围相同，因此考虑在相同样本下，将实测洪水的经验频率样本点分位数与时变 P-III 型分布的理论分布分位数进行拟合，估算时变 P-III 型分布参数。若时变 P-III 型分布与经验频率得到的点距在 Q-Q 图上接近 $Y = X$ 的参考线，则表明所提分布模型拟合洪水样本点据较好，即通过 Q-Q 图适线法得到时变 P-III 型分布参数。

可用绝对值和最小准则、平方和最小准则等准则度量拟合频率曲线与经验点据之间的离差，考虑直线拟合

的性质，采用初设阶段的设计洪水成果作为时变 P-III 型分布模型参数的初估值，采用《规范》[2]推荐的离差平方和最小准则，求解时变 P-III 型分布的广义可加模型参数，如式(10)所示。

$$\min\ \ \mathrm{SSD}=\sum_{t=1}^{n+a}\left[G^{-1}\left(z_t\mid\alpha,\beta\right)-G^{-1}\left(\tilde{z}_t\mid\alpha,\beta\right)\right]^2 \tag{10}$$

3) 极大似然法

在假定参数的情况下，抽样发生洪水实测样本情况的概率似然函数越大，说明这些实测洪水样本点在模型中的概率越大，则理论分布模型越接近真实分布。极大似然法是通过将概率分布的似然函数最大化进行参数估计。当考虑历史洪水样本时，通常假设 *n-l* 项实测系列与除 *a* + *l* 项特大值(即历史洪水)外的 *N-a-l* 项系列的同阶矩相同，从而得到 *n-l* 项实测系列与 *N-a-l* 项系列的似然函数的几何平均相等，则对数似然函数 $\ln L$ 可表示为：

$$\ln L=\sum_{t=1}^{a+l}\ln f\left(y_t\mid RI;\Omega\right)+\frac{N-a-l}{n-l}\sum_{t=a+l+1}^{a+n-l}\ln f\left(y_t\mid RI;\Omega\right) \tag{11}$$

以水库初设设计洪水成果的参数作为极大似然法和 Q-Q 图适线法的参数初步估计值，极大似然法以式(11) 为目标函数进行优化，适线法以式(10)为目标函数进行优化，采用相同的优化算法求解，以控制优化方法对计算结果的不确定性。调整 P-III 型分布参数对频率曲线的尾部影响更多，采用迭代搜索算法难以得到令人满意的优化结果，本文采用遗传算法对参数拟合进行优化，从而得到最优时变 P-III 型分布参数对应的广义可加模型参数集合 Ω 。

2.4. 模型评价准则

1) K-S 检验

K-S 检验(Kolmogorov-Smirnov test)基于两个序列的累积分布函数对经验分布进行比较，可用于初步检验两个经验分布是否相同。K-S 检验的原假设为两个样本血猎的经验分布服从同一分布，取显著性水平为 0.05，当 K-S 检验的 *p* 值大于 0.05 则表示可接受原假设。

2) 赤池信息准则

赤池信息准则(AkaikeInformation Criterion, AIC)是用于判断模型精度和复杂度的指标，AIC 越小，说明分布模型曲线对经验点据的拟合效果越优。由于《规范》评判实测经验点据和理论分布模型参数拟合效果的依据是点据和分布模型的离差，假设离差服从均值为零的独立正态分布，则 AIC 表达式为：

$$\mathrm{AIC}=2k+\left(n+a\right)\ln\frac{\sum_{t=1}^{n+a}\left(y_t-F^{-1}\left(sort\left(y_t\right)\mid RI;\Omega\right)\right)^2}{n+a} \tag{12}$$

式中：*k* 为广义可加模型参数的数量。

3) 分位曲线图

分位曲线图可以直观地评价理论时变矩模型估计百分位区间内洪水实测样本点的分布状况[24] [25]，以及时变矩模型对实测点的覆盖率。百分位数 *p* 对应的洪水变量估计值 $\hat{y}_t$ 计算式如下：

$$\hat{y}_t=F^{-1}\left(p\mid RI;\Omega\right) \tag{13}$$

3. 白鹤滩水库运行期非一致性设计洪水

3.1. 金沙江梯级水库群

1) 梯级水库群概述

截至 2023 年，金沙江白鹤滩水库上游已建成 10 座重点大型水库，表 1 列出这些水库的特征参数，图 1 绘给出金沙江 10 座重点大型水库的位置示意图。

表 1. 金沙江白鹤滩上游 10 座重点大型水库的特征参数

流域	水库	流域控制面积/万 km^2	正常蓄水位/m	总库容/亿 m^3	调节库容/亿 m^3	防洪库容/亿 m^3	装机容量/GW	建成运行年份
金沙江中游	梨园	22	1618	8.05	1.73	1.73	2.4	2016
	阿海	23.54	1504	8.85	2.38	2.15	2	2014
	金安桥	23.74	1418	9.13	3.46	1.58	2.4	2012
	龙开口	24	1298	5.58	1.13	1.26	1.8	2014
	鲁地拉	24.73	1223	17.18	3.76	5.64	2.16	2014
	观音岩	25.65	1134	22.5	5.55	5.42	3	2016
雅砻江	两河口	6.57	2865	108	65.6	21.44	3	2022
	锦屏一级	10.26	1880	79.9	49.11	16	3.6	2014
	二滩	11.64	1200	58	33.7	9	3.3	1999
金沙江下游	乌东德	40.61	975	74.08	30.2	24.4	10.2	2021
	白鹤滩	43.03	825	206.27	104	75	16	2022

2) 洪水资料系列

白鹤滩水库的设计依据站为华弹站，本文利用华弹站 1940~2020 年实测流量资料系列与 1924、1860、1892、1905、1928 年历史洪水共同组成不连序系列，其中 1966 年洪水提出做特大值处理，历史洪水洪峰流量及排位如表 2 所示。为限制协变量 *RI* 对洪水频率的影响，在进行时变 P-III 型分布进行参数估计时，保持洪水的洪峰排位不变。

表 2. 金沙江下游华弹站历史调查洪水和特大洪水排序及重现期

历史调查和特大洪水		1924 年	1860 年	1892 年	1905 年	1928 年	1966 年
华弹站	洪峰(m^3/s)	32,700	32,000	27,800	26,800	26,500	25,800
	排位	1	2	3	4	5	6
	复核重现期(年)	208	103	69	51	41	34

图 1. 金沙江流域重点大型水库分布示意图

3) 水库系数计算

利用华弹站 1940~2020 实测日流量资料，根据式(4)以及表 1 中水库特征值及其蓄水时间，分别计算水库系数 *RI* 时程变化，见图 2。水库系数发生了两次突变，分别为 1999 年二滩电站蓄水后和 2014 年阿海、龙开口、鲁地拉、锦屏一级四座水库蓄水后发生。

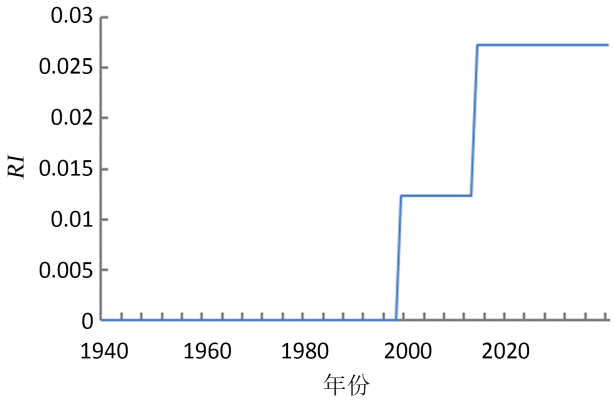

图 2. 华弹站 1940~2020 实测流量变化趋势

3.2. 时变 P-III 型分布参数拟合方法对比

基于 GAMLSS 模型并加入水库系数 *RI* 作为协变量，构建出时变 P-III 型分布模型，分别用极大似然法和 Q-Q 图适线法，估计时变 P-III 型分布参数，并不对参数的优化边界设限，让参数不在边界处取得。因为在时变矩模型中，参数 ω_{11}、ω_{21} 的取值会影响时变 P-III 型分布的函数值，受此影响同一个洪水变量对应的排位会随着 ω_{11}、ω_{21} 变化。为合理利用 *RI* 对洪水频率的影响，在使用时变 P-III 型分布模型计算时，保持历史洪水数量始终为 $a + l$，洪水变量的排位也不变。极大似然法和适线法得到到的参数估计值见表 3，由表可知：① K-S 检验的 p 值均大于 0.05，说明原假设实测洪量的经验频率分布与时变 P-III 型分布均服从区间(0,1)上的均匀分布，因此可用时变 P-III 型适线法估计参数；② 由式(6)可知，当适线法和极大似然法得到的 ω_{11}、ω_{21} 均为负值时，说明水库系数 *RI* 影响时变 P-III 型分布模型的位置、尺度参数，由关系式 $EY_t = \alpha_t \beta_t^{-1} + a_{0t}$ 可知水库系数 *RI* 对洪水变量的均值同样存在削减作用；③ 适线法的 SSD 和 AIC 值均小于极大似然法，说明采用适线法的时变 P-III 型分布模型的拟合效果更好。

表 3. 时变 P-III 型分布参数和检验结果

估计方法	洪水变量	模型					K-S 检验	SSD	AIC
		ω_{10}	ω_{11}	ω_{20}	ω_{21}	ω_{30}			
极大似然法	Q_m	6.90	−1.73	6.98	−10.31	15.58	0.16	4.71×10^7	1216.2
	W_{3d}	2.86	−2.20	1.49	−11.71	5.43	0.75	1.54×10^2	113.3
	W_{7d}	3.03	−13.23	2.09	−9.04	8.56	0.96	6.83×10^2	243.2
	W_{15d}	4.11	−4.16	2.69	−7.73	7.48	0.35	2.19×10^3	349.1
	W_{30d}	4.68	−0.83	3.31	−8.53	6.86	0.84	5.79×10^3	395.2
Q-Q 图适线法	Q_m	8.97	−6.04	7.76	−11.39	3.76	0.56	1.40×10^7	1112.5
	W_{3d}	3.19	−7.97	1.91	−10.08	2.35	0.41	6.76×10^1	82.1
	W_{7d}	4.01	−9.95	2.63	−8.52	2.39	0.86	2.87×10^2	233.3
	W_{15d}	4.39	−6.55	3.01	−5.66	4.03	0.29	1.33×10^3	309.5
	W_{30d}	4.94	−5.86	3.68	−9.91	3.90	0.45	2.50×10^3	382.7

对于白鹤滩水库坝址及下游的防洪风险而言，洪峰 Q_m、洪量 W_{7d} 和 W_{15d} 的数值大小对风险判断影响较大。图 3 展示了由时变 P-III 型 Q-Q 图适线法得出的 Q_m、W_{7d}、W_{15d} 的 Q-Q 图和分位曲线图，可直观判断出时变 P-III 型适线法的拟合优度。Q-Q 图中可以看出由时变 P-III 型适线法的分位数与传统经验频率得出的分位数均在 1:1 参考线附近，说明拟合效果优良，同时 Q-Q 图右上部对应于海森频率格纸中 P-III 型频率曲线的左上部，说明时变 P-III 型分布 Q-Q 图适线法可以照顾到历史洪水的拟合优度。从分位曲线图上看，实测点据基本均匀落在模型各分位数区间中，并且分位数变化趋势与点据变化趋势基本相同，说明时变 P-III 型分布能够捕捉到白鹤滩水库洪水变量的变化趋势。

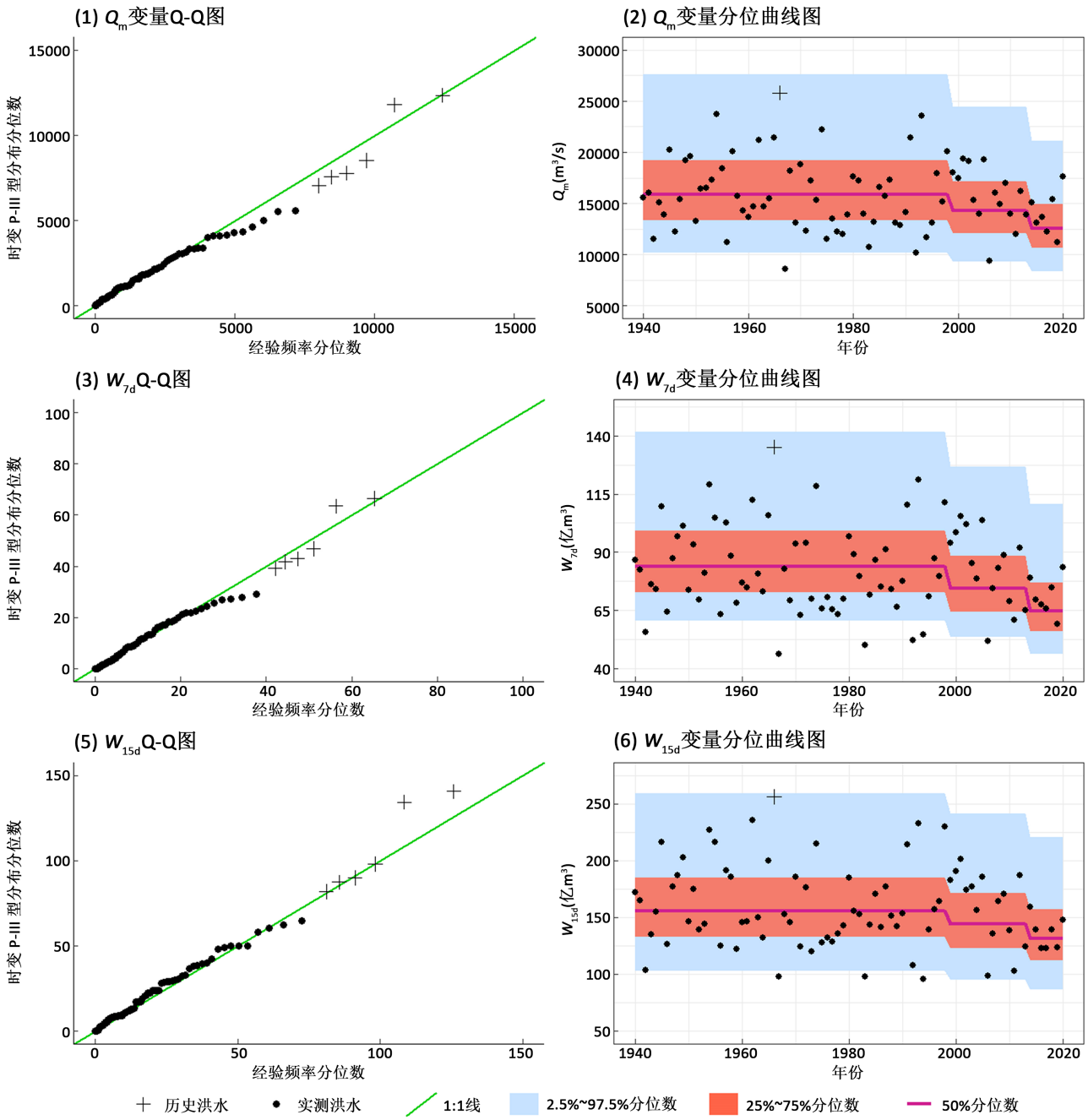

图 3. 白鹤滩水库时变 P-III 型适线法 Q_m、W_{7d} 与 W_{15d} 系列拟合优度比较

3.3. 白鹤滩水库运行期设计洪水

采用白鹤滩水库还原后的洪水资料系列，将初设阶段 1939~2009 年的设计洪水资料延长到 2020 年，使用与初设阶段相同的洪水频率分析方法复核原设计年最大设计洪水结果，并计算由极大似然法和适线法得出的非一致性设计洪水。为直观比较白鹤滩水库在运行期的设计洪水值与设计期的设计洪水值，给出极大似然法和适线法各自与原设计值的比较值，对比结果见表 4。可以看出采用两种方法得出的设计洪水值均有不同程度的下降，适线法得到的运行期设计洪水结果下降比例随设计频率的增大而降低，即对于同一洪水变量，10,000 年一遇设计洪水值减小程度最大，10 年一遇的设计洪水值减小程度最小，对于同一设计频率的设计洪水值，Q-Q 图适线法的削减程度小于极大似然法。

表 4. 白鹤滩水库初设洪水与运行期设计洪水成果对比

计算方法	统计参数				频率 P					
	变量	均值	Cv	Cs	0.01%	0.10%	1%	2%	5%	10%
复核结果	Q_m	16,400	0.28	1.12	45,700	38,500	30,900	28,500	25,300	22,700
	W_{3d}	40	0.29	1.16	112	94.3	75.7	69.9	61.8	55.4
	W_{7d}	86.2	0.28	1.12	238	200	161	149	132	119
	W_{15d}	166	0.28	1.12	452	382	308	285	253	228
	W_{30d}	297	0.27	1.08	794	673	545	505	449	405
极大似然法	Q_m	13,600	0.24	0.51	29,100	25,800	22,200	21,000	19,300	17,800
					−36.3%	−33.0%	−28.2%	−26.3%	−23.7%	−21.6%
	W_{3d}	34.0	0.22	0.86	76.2	66.4	55.9	52.6	47.8	44
					−32.0%	−29.6%	−26.2%	−24.7%	−22.7%	−20.6%
	W_{7d}	68.4	0.27	0.68	164.9	143.5	120.2	112.6	101.8	92.9
					−30.7%	−28.3%	−25.3%	−24.4%	−22.9%	−21.9%
	W_{15d}	143.6	0.23	0.73	318.0	278.9	236.5	222.6	203.2	187.2
					−29.6%	−27.0%	−23.2%	−21.9%	−19.7%	−17.9%
	W_{30d}	253.9	0.22	0.76	561.1	491.5	416.4	392	357.7	329.6
					−29.3%	−27.0%	−23.6%	−22.4%	−20.3%	−18.6%
Q-Q 图适线法	Q_m	13,100	0.25	1.03	33,200	28,400	23,300	21,600	19,400	17,600
					−27.4%	−26.2%	−24.6%	−24.2%	−23.3%	−22.5%
	W_{3d}	31.6	0.25	1.3	83.9	70.6	56.9	52.6	46.7	42.1
					−25.1%	−25.1%	−24.8%	−24.7%	−24.4%	−24.0%
	W_{7d}	68.3	0.25	1.29	180.9	152.4	122.8	113.6	101	91.1
					−24.0%	−23.8%	−23.7%	−23.8%	−23.5%	−23.4%
	W_{15d}	137.5	0.25	1.00	345.1	295.4	242.9	226.2	203	184.3
					−23.7%	−22.7%	−21.1%	−20.6%	−19.8%	−19.2%
	W_{30d}	237.1	0.25	1.01	594.7	508.9	418.2	389.3	349.4	317.2
					−25.1%	−24.4%	−23.3%	−22.9%	−22.2%	−21.7%

以白鹤滩水库设计洪峰流量 Q_m 为例，将原一致性洪水频率曲线、极大似然法和 Q-Q 图适线法估计的时变 P-III 型频率曲线绘于海森频率格纸上，结果见图 4。非一致性条件下 P-III 型频率曲线的形状会随水库系数 *RI* 变化，时变 P-III 型分布频率曲线均在原设计频率曲线下方，说明上游水库的调蓄作用会影响白鹤滩水库的设计洪水值。

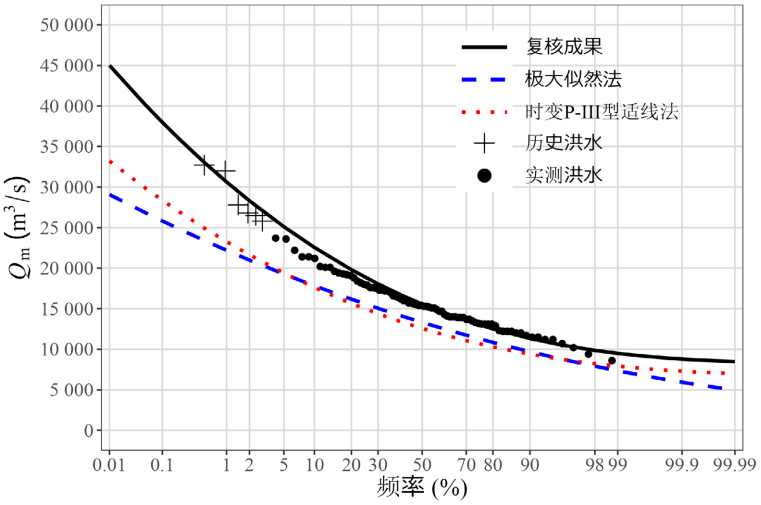

图 4. 白鹤滩水库设计洪峰 Q_m 频率曲线对比图

由上述分析计算可以看出，以 *RI* 作为协变量估计时变 P-III 型分布参数，可以体现不同年份时间上游水库修建运行情况对下游水库设计洪水值的影响；在非一致性条件下，白鹤滩水库运行期非一致性设计洪水较原设计值有不同程度的削减，说明上游的水库运行对下游水库的设计洪水有不可忽略的影响；采用适线法和极大似然法进行参数估计均能通过 K-S 检验，但适线法得到的 AIC 以及 SSD 值均小于极大似然法，即适线法的拟合精度更优，推荐采用适线法计算白鹤滩水库运行期设计洪水。

4. 结论

选择水库系数 *RI* 作为协变量，基于 GAMLSS 模型构建时变 P-III 型频率曲线，分别用 Q-Q 图适线法和极大似然法估计参数，主要结论如下：

1) 引入水库系数 *RI* 能定性评估白鹤滩水库受水库调蓄的影响大小，估算非一致性条件下白鹤滩水库运行期设计洪水。

2) 极大似然法和 Q-Q 图适线法均通过了 K-S 检验，Q-Q 图适线法的 SSD 值和 AIC 值均小于极大似然法，即拟合时变 P-III 型分布的效果更优。

3) 与原设计值相比，白鹤滩水库运行期设计洪峰削减 22.5%~27.4%、3 d 洪量削减 24.0%~25.1%、7 d 洪量削减 23.4%~24%、15 d 洪量削减 19.2%~23.7%，30 d 洪量削减 21.7%~25.1%，说明白鹤滩水库运行期设计洪水受上游水库影响显著。

基金项目

国家自然科学基金长江联合基金(U2340205)和国家十四五重点研发计划课题(2021YFC3200305)。

参考文献

[1] 郭生练, 刘章君, 熊立华. 设计洪水计算方法研究进展与评价[J]. 水利学报, 2016, 47(3): 302-314.

[2] 中华人民共和国水利部. 水利水电工程设计洪水计算规范: SL 44-2006 [S]. 北京: 中国水利水电出版社, 2006.

[3] 郭生练, 熊立华, 熊丰, 等. 梯级水库运行期设计洪水理论和方法[J]. 水科学进展, 2020, 31(5): 734-745.

[4] 陈甜, 董增川, 贾本有, 等. 考虑上游梯级水库群调度的小南海水电站坝址设计洪水分析[J]. 河海大学学报(自然科学版), 2014, 42(6): 476-480.

[5] 黄一昕, 梁忠民, 胡义明, 等. 关于水文同频率地区组成法中相应洪量频率的探讨[J]. 南水北调与水利科技, 2018, 16(3): 189-193.

[6] 刘章君, 郭生练, 李天元, 等. 梯级水库设计洪水最可能地区组成法计算通式[J]. 水科学进展, 2014, 25(4): 575-584.

[7] 熊丰, 郭生练, 陈柯兵, 等. 金沙江下游梯级水库运行期设计洪水及汛控水位[J]. 水科学进展, 2019, 30(3): 401-410.

[8] 陆中央. 关于年径流量系列的还原计算问题[J]. 水文, 2000(6): 9-12.

[9] WAYLEN, P., WOO, M. Prediction of annual floods generated by mixed processes. Water Resources Research, 1982, 18(4): 1283-1286. https://doi.org/10.1029/WR018i004p01283

[10] SINGH, V., WANG, S. and ZHANG, L. Frequency analysis of nonidentically distributed hydrologic flood data. Journal of Hydrology, 2005, 307(1-4): 175-195. https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2004.10.029

[11] ZENG, H., FENG, P. and LI, X. Reservoir flood routing considering the non-stationarity of flood series in north China. Water Resources Management, 2014, 28(12): 4273-4287. https://doi.org/10.1007/s11269-014-0744-6

[12] STRUPCZEWSKI, W., SINGH, V. and FELUCH, W. Non-stationary approach to at-site flood frequency modelling I maximum likelihood estimation. Journal of Hydrology, 2001, 248(1-4): 123-142. https://doi.org/10.1016/S0022-1694(01)00397-3

[13] STRUPCZEWSKI, W., KACZMAREK, Z. Non-stationary approach to at-site flood frequency modelling II weighted least squares estimation. Journal of Hydrology, 2001, 248(1-4): 143-151. https://doi.org/10.1016/S0022-1694(01)00398-5

[14] JIANG, C., XIONG, L., XU, C., et al. Bivariate frequency analysis of nonstationary low-flow series based on the time-varying copula. Hydrological Processes, 2015, 29(6): 1521-1534. https://doi.org/10.1002/hyp.10288

[15] XIONG, L., JIANG, C. and DU, T. Statistical attribution analysis of the nonstationarity of the annual runoff series of the Weihe River. Water Science and Technology, 2014, 70(5): 939-946. https://doi.org/10.2166/wst.2014.322

[16] 江聪, 熊立华. 基于 GAMLSS 模型的宜昌站年径流序列趋势分析[J]. 地理学报, 2012, 67(11): 1505-1514.

[17] 康彦付, 陈峨印, 李建柱, 等. 环境变化条件下大清河流域非一致性洪水频率分析及设计洪水研究[J]. 河北水利电力学院学报, 2018(1): 39-44.

[18] 赵永茂, 徐力刚, 蒋名亮, 等. 赣江流域非一致性条件下设计洪水估计[J]. 水利水电技术, 2019, 50(6): 62-69.

[19] RIGBY, R., STASINOPOULOS, D. Generalized additive models for location, scale and shape. Journal of the Royal Statistical Society Series C-Applied Statistics, 2005, 54: 507-544. https://doi.org/10.1111/j.1467-9876.2005.00510.x

[20] STASINOPOULOS, D., RIGBY, R. Generalized additive models for location scale and shape (GAMLSS) in R. Journal of Statistical Software, 2007, 23(7): 1-46. https://doi.org/10.18637/jss.v023.i07

[21] 余航, 杨茂灵, 李新华, 等. 基于 gamlss 的非一致性设计洪水研究——以云南省盘龙河龙潭寨水文站为例[J]. 水文, 2024: 1-15.

[22] 邓清文, 倪玲玲, 王栋. 年最大日降水量序列非一致性分析——以长江中下游干流 8 站为例[J]. 水文, 2023, 43(2): 58-65.

[23] 郝文龙, 宋弘东, 朱长军, 等. 变化环境下非一致性极端水文事件的模拟及预测[J]. 水电能源科学, 2022, 40(6): 58-62.

[24] XIONG, B., XIONG, L., GUO, S., et al. Nonstationary frequency analysis of censored data: A case study of the floods in the Yangtze River from 1470 to 2017. Water Resources Research, 2020, 56(8): e2020WR027112. https://doi.org/10.1029/2020WR027112

[25] XIE, Y., GUO, S., XIONG, L., et al. Nonstationary design flood estimation in response to climate change, population growth and cascade reservoir regulation. Water, 2021, 13(19): 2687. https://doi.org/10.3390/w13192687